DOCUMENT RESUME

ED 118 640 TM 005 134

AUTHOR Lopez Alonso, A. O.
TITLE Efectos Especiales de Anclaje (Estudio sobre Regresiones de Juicios Condicionales). Parte 1: Distincion entre Efectos Aditivos y Efectos Multiplicativos en el Fenomeno de Anclaje (Special Effects of Anchoring (Study on Regression of Conditional udgements) Part 1: Distinction Between Additive Effects and Multiplicative Effects in the Phenomenon of Anchoring). Publication No. 17.
INSTITUTION Centro Interdisciplinario de Investigaciones en Psicologia Matematica y Experimental, Buenos Aires (Argentina).
PUB DATE 21 Oct 74
NOTE 20p.; In Spanish; For Part 2, see TM 005 135

EDRS PRICE MF-$0.83 HC-$1.67 Plus Postage
DESCRIPTORS Multiple Regression Analysis; *Response Mode; *Stimuli
IDENTIFILRS Anchoring; *Conditional Judgements

ABSTRACT

A linear relationship was found between judgements given by 160 subjects to 7 objects presented as single stimuli (alpha judgements) and judgements given to the same objects presented with a condition (gamma judgements). This relationship holds for alpha judgements and the gamma judgements that belong to a family of constant stimulus and varying conditions (CSF). The corresponding regression coefficient, operating as a multiplicator, estimates the contrast effect, i.e. it measures the degree in which the stimulus is dependent of the conditions. The independence of certain stimuli allowed to isolate an additive effect (called K) in the subjects' gamma estimations. The elimination of effect K maximized the exactness of the prediction of the gamma judgements from the conditional distribution of the alpha judgements. (Author/RC)

****
* Documents acquired by ERIC include many informal unpublished *
* materials not available from other sources. ERIC makes every effort *
* to obtain the best copy available. Nevertheless, items of marginal *
* reproducibility are often encountered and this affects the quality *
* of the microfiche and hardcopy reproductions ERIC makes available *
* via the ERIC Document Reproduction Service (EDRS). EDRS is not *
* responsible for the quality of the original document. Reproductions *
* supplied by EDRS are the best that can be made from the original. *
****

CIIPME

Centro Interdisciplinario de Investigaciones en Psicología Matemática y Experimental
Habana 3870 - Buenos Aires, R. Argentina

ED118640

U S DEPARTMENT OF HEALTH,
EDUCATION & WELFARE
NATIONAL INSTITUTE OF
EDUCATION

THIS DOCUMENT HAS BEEN REPRODUCED EXACTLY AS RECEIVED FROM THE PERSON OR ORGANIZATION ORIGINATING IT. POINTS OF VIEW OR OPINIONS STATED DO NOT NECESSARILY REPRESENT OFFICIAL NATIONAL INSTITUTE OF EDUCATION POSITION OR POLICY

TM005 134

nsejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas - Facultad de Ciencias Exactas y Naturales, Universidad de Buenos Aires

Centro Interdisciplinario de Investigaciones en Psicología Matemática y Experimental
(CIIPME)
Habana 3870 - Buenos Aires - República Argentina

EFECTOS ESPECIALES DE ANCLAJE
(Estudio sobre Regresiones de Juicios Condicionales)
Parte I: DISTINCION ENTRE EFECTOS ADITIVOS Y EFECTOS MULTIPLICATIVOS EN EL FENOMENO DE ANCLAJE

A.O.López Alonso

P u b l i c a c i ó n N° 17

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas
Facultad de Ciencias Exactas y Naturales - U.B.A.

EFECTOS ESPECIALES DE ANCLAJE
(Estudio sobre Regresiones de Juicios Condicionales)
Parte I: DISTINCION ENTRE EFECTOS ADITIVOS Y EFECTOS MULTIPLICATIVOS EN EL FENOMENO DE ANCLAJE

A.O.López Alonso

Resumen - Los juicios que 160 sujetos dieron a 7 objetos presentados de dos maneras, primero como estímulos simples (juicios alfa) y, segundo, como estímulos bajo una condición (juicios gamma) permitieron verificar una relación lineal entre los mismos. Esta relación está dada entre juicios alfa y juicios gamma componentes de una familia de estímulo constante y condición variable (FEC). El coeficiente de regresión respectivo, $b_{j/.}$, que opera como multiplicador, estima el efecto de contraste o medida en que un estímulo es dependiente de las condiciones. La independencia de algunos estímulos permitió aislar un efecto aditivo, designado K, en las estimaciones gamma de los sujetos. La eliminación de este efecto aditivo favoreció el ajuste de la predicción de los juicios gamma a partir de las distribuciones condicionales de los juicios alfa.

Abstract - A linear relationship was found between judgements given by 160 subjects to 7 objects presented as single stimuli (alpha judgements) and judgements given to the same objects presented with a condition (gamma judgements). This relationship holds for alpha judgements and the gamma judgements that belong to a family of constant stimulus and varying conditions (CSF). The corresponding regression coefficient ($b_{j/.}$), operating as a multiplicator, estimates the contrast effect, i.e. it measures the degree in which the stimulus is dependent of the conditions. The independence of certain stimuli allowed to isolate an additive effect (called K) in the subjects' gamma estimations. The elimination of effect K maximized the exactness of the prediction of the gamma judgements from the conditional distributions of the alpha judgements.

EFECTOS ESPECIALES DE ANCLAJE
(Estudio sobre Regresiones de Juicios Condicionales)
Parte I: DISTINCION ENTRE EFECTOS ADITIVOS Y EFECTOS MULTIPLICATIVOS EN EL FENOMENO DE ANCLAJE (*)

A.O.López Alonso

En tres artículos anteriores Rimoldi & López Alonso(1, 2, 3) verificaron un modelo de relación lineal entre el continuo de juicios dados a objetos simples (continuo de juicios alfa) y el continuo de juicios dados a objetos presentados frente a una condición (continuo de juicios gamma). La escala de juicios alfa estaba constituída por un conjunto de siete (n=7) objetos de uso habitual presentados en forma individual sin condiciones. La media de cada uno de estos juicios se designa M_j (ó M_k). La escala de juicios gamma se constituyó con los mismos objetos, presentando cada uno de ellos frente a uno de los seis restantes que actúa como condición. Ello dió lugar a un conjunto de n(n-1), es decir 42 juicios condicionales ó juicios gamma. Cada juicio gamma se compone entonces de dos objetos, un objeto estímulo y un objeto condición. En términos generales, j designa a cada objeto cuando actúa como estímulo y k hará lo mismo cuando actúa como condición. La media de cada juicio gamma se designa $M_{j/k}$.

Los juicios gamma fueron agrupados en "familias de estímulo constante" (FEC) y en "familias de condición constante" (FCC). La FECj designa al conjunto de medias de juicios gamma que tienen en común al objeto j como estímulo y como condición a los restantes n-1 objetos k, donde $j \neq k$. Por ejemplo, la FEC2 está compuesta por $M_{2/1}$, $M_{2/3}$, $M_{2/4}$, $M_{2/5}$, $M_{2/6}$ y $M_{2/7}$. Una FCCk representa al conjunto de medias de juicios gamma que tienen en común al objeto k como condición, siendo estímulo cada uno de los restantes n-1 objetos j, donde $j \neq k$. Por ejemplo, la FCC2 está dada por $M_{1/2}$, $M_{3/2}$, $M_{4/2}$, $M_{5/2}$, $M_{6/2}$ y $M_{7/2}$.

Existe una relación lineal entre el continuo de juicios alfa y el continuo de juicios gamma componentes de cada FEC, dada por:

$$M_{j/k} = b_{j/.} (M_k - \bar{M}_k) + M_{j/.} \qquad \text{(Ec. 1)}$$

donde:

$M_{j/k}$ designa a la media de un juicio gamma observado perteneciente a la FECj, o bien su estimación por Ec. 1.

M_k media del continuo alfa de cada objeto k que en la FECj actúa como condición para j.

$\bar{M}_k$ media general de las medias M_k.

(*) Publicación del Centro Interdisciplinario de Investigaciones en Psicología Matemática y Experimental (CIIPME) N° 17.

El autor agradece al Dr. Horacio J.A. Rimoldi, Director de CIIPME, sus sugerencias y críticas sin las cuales no hubiese sido posible este trabajo, el cual forma parte de una investigación que se realiza en ese Centro bajo su conducción.

$M_{j/.}$ Media de la FECj, es decir media de los valores $M_{j/k}$ para los cuales j es constante y k variable.

$b_{j/.}$ coeficiente de regresión lineal de la recta de mejor ajuste para los valores $M_{j/k}$ y M_k.

Existe una relación lineal entre el continuo de juicios alfa y el continuo de juicios gamma componentes de cada FCCk, dada por:

$$M_{j/k} = b_{./k} (M_j - \overline{M}_j) + M_{./k} \qquad \text{(Ec. 2)}$$

donde:

$M_{j/k}$ designa a la media de un juicio gamma observado perteneciente a la FCCk, o bien su estimación por Ec. 2.

M_j media alfa de cada objeto j que en la FCCk es el estímulo de la condición k.

$\overline{M}_j$ media general de las medias M_j.

$M_{./k}$ Media de la FCCk, es decir media de los valores $M_{j/k}$ para los cuales j varía y k es constante.

$b_{./k}$ coeficiente de regresión lineal de la recta de mejor ajuste entre los valores $M_{j/k}$ observados y M_j.

Las ecuaciones 1 y 2 permitieron establecer para cada uno de los siete objetos integrantes de la escala, dos rectas de mejor ajuste como las que se representan en el gráfico 1 para los objetos 2, 4 y 6. Las rectas designadas FEC2, FEC4 y FEC6 están dadas por la Ec. 1; las rectas designadas FCC2, FCC4 y FCC6 están dadas por la ecuación 2. Debe tenerse en cuenta que en el gráfico 1, la abscisa representa el continuo alfa y la ordenada el continuo gamma.

Los resultados hallados por Rimoldi y López Alonso (1, 2, 3) permitieron dividir las FEC en dos grupos:

1) FEC independientes, aquellas FEC en las que la evaluación o juicio hacia el estímulo j hecha por los sujetos no es alterada por ninguna de las condiciones k. De no existir otro factor modificatorio, el juicio gamma tiene que ser equivalente al respectivo juicio alfa. En este caso, $b_{j/.} = 0$, o no es significativamente diferente de este valor.

2) FEC dependientes, aquellas FEC en las que la evaluación o juicio hacia el estímulo j hecha por los sujetos es modificada por la presencia de las condiciones k. En este caso dicha alteración corresponde a un efecto de contraste multiplicativo dado por $b_{j/.}$ con un valor significativamente diferente de cero.

Se han observado valores de $b_{j/.}$ iguales a cero, o no significativamente diferentes a este valor, en los correspondientes a las FEC3, FEC5 y FEC6; por tal motivo, los estímulos 3, 5 y 6 se consideran independientes de las condiciones. La ecuación 1, entonces, responde a una función constante cuya expresión reducida es:

$$M_{j/k} = M_{j/.} \qquad \text{(Ec. 3)}$$

El coeficiente de regresión $b_{j/.}$ mide el efecto de contraste o grado en que un estímulo es dependiente de las condiciones (1, 2, 3). Si su valor es cero, decimos que dicho efecto es inexistente o nulo y que j es independiente de toda k.

En la ecuación 1, vemos que el efecto de contraste ($b_{j/.}$) es una constante multiplicativa y específica para cada FEC. Si $b_{j/.} = 0$, y además se cumple que:

$$M_{j/k} = M_{j/.} = M_j \qquad \text{(Ec. 4)}$$

decimos que las estimaciones que han efectuado los sujetos en el continuo alfa y en el continuo gamma son equivalentes y que no existe ningún efecto multiplicativo ni aditivo que produzca diferencias entre ambas escalas.

Si en lugar de ello, tenemos que: $M_{j/k} = M_{j/.} \neq M_j$, siendo $b_{j/.} = 0$, es decir si se cumple ecuación 3 pero no ecuación 4, el estímulo j es independiente de las condiciones k; pero la diferencia observada entre el continuo alfa y el continuo gamma no es atribuible al efecto de contraste multiplicativo, ya que éste es nulo, sino a la existencia de un efecto o sesgo aditivo, designado K, y que es constante y específico para cada FEC (*). Dadas estas condiciones, es posible separar dicho efecto aditivo por la diferencia entre ambos continuos; de modo que:

$$M_j = M_{j/.} + K = M_{j/k} + K \qquad \text{(Ec. 5)}$$

De esta manera, el efecto aditivo K fue inferido como una hipótesis "ad-hoc" en base a las diferencias observadas entre la media alfa M_j y la media gamma $M_{j/.}$ de las FEC correspondientes a los estímulos que demostraron ser independientes de las condiciones, de acuerdo con el principio de independencia $M_j = M_{j/k}$.

Para los estímulos independientes 3, 5 y 6 los valores de las medias para los juicios alfa han sido: $M_3 = 2.87$, $M_5 = 3.24$ y $M_6 = 3.41$. Los valores de medias gamma observados han sido: $M_{3/.} = 3.31$, $M_{5/.} = 3.42$ y $M_{6/.} = 3.59$, respectivamente. Entonces, $M_3 = M_{3/.} + K_3$, $M_5 = M_{5/.} + K_5$ y $M_6 = M_{6/.} + K_6$, si $K_3 = -.44$, $K_5 = -.18$ y $K_6 = -.18$.

(*) Nota: No debe confundirse la letra K, que designa el efecto aditivo, con la letra k, que representa la condición.

La sustracción del efecto aditivo K se ha efectuado en cada valor $M_{j/k}$ perteneciente a las FEC3, FEC5 y FEC6, sustentándose en la siguiente regla del álgebra de expectancia matemática:

$$E(X + a) = E(X) + a$$

donde E = expectancia, X es una variable aleatoria independiente y a es una constante aditiva. Luego, siguiendo nuestras propias reglas de designación, tenemos que:

$$E(M_{j/k} + K_j) = E(M_{j/k}) + K_j = M_{j/.} + K_j = M_j$$

donde $M_{j/k}$ es la variable aleatoria independiente y K_j es la constante aditiva.

De este modo, sumando el error K_j a cada uno de los valores $M_{j/k}$ pertenecientes a la FECj independiente, se corrige dicho efecto aditivo en las estimaciones independientes de los sujetos en el continuo gamma. Se designan $M^c_{j/k}$ a las medias de juicios gamma observados cuyo efecto aditivo K se ha corregido. Esta corrección se efectúa solamente en las FEC3, FEC5 y FEC6.

El objetivo fundamental de los artículos referidos (1, 2) fue el de probar la hipótesis de que mediante un modelo basado en el principio de independencia estocástica y en el teorema de la probabilidad condicional, era posible calcular y predecir los juicios condicionales gamma a partir del solo conocimiento de las distribuciones conjuntas de dos juicios simples alfa. Este supuesto se verificó satisfactoriamente y se basó en un cálculo de esperanzas de las distribuciones condicionales de las variables alfa j y k, que intervienen en los juicios gamma j/k y k/j . Este cálculo está dado por:

$$E(j/k=i) = \frac{\sum_{w=1}^{t} w \cdot p(j=w\ ,\ k=i)}{p(k=i)} = M_{j/k=i} \qquad \text{(Ec. 6)}$$

siempre que $p(k=i) \neq 0$, y donde $p(j=w,k=i)$ es la probabilidad conjunta del juicio a j (de valor variable w) y del juicio a k con valor constante i. $p(k=i)$ es la probabilidad de que el evento k tenga valor i constante. Luego, a cada valor i de k, le corresponde un valor de $M_{j/k=i}$, o media condicional de j cuando k=i. Sumando y promediando estas medias condicionales, tenemos que:

$$M^*_{j/k} = \frac{1}{m_k} \sum_{i=1}^{t} M_{j/k=i} \qquad \text{(Ec. 7)}$$

donde m_k es el número total de valores i de k para los cuales $p(k=i) \neq 0$ y $M^*_{j/k}$ son las medias de juicios gamma estimadas teóricamente.

Finalmente,

$$M^{*}_{j/k} = M_{j/k} \qquad \text{(Ec. 8)}$$

fue la hipótesis probada y verificada (1,2).

A partir de $M^{*}_{j/k}$ pueden reproducirse los valores $M^{*}_{j/.}$, $b^{*}_{j/.}$, $M^{*}_{./k}$ y $b^{*}_{./k}$. El asterisco designa a todo valor teórico proveniente de las ecuaciones 7 y 8.

La ecuación 8 afirma que los valores de medias de juicios gamma calculados a partir de las distribuciones de juicios alfa predicen directa y equivalentemente las medias de juicios gamma observados. Ello supone un ajuste lineal entre valores predichos y observados de pendiente b = 1 y de distancia al origen a = 0.

Las conclusiones extraídas de trabajos anteriores (2) anticiparon que el poder predictivo de la ecuación 8 puede elevarse cuando es posible aislar y corregir el efecto aditivo K existente en los juicios gamma de los sujetos. A fin de verificar este supuesto, se comparan los resultados de la ecuación 8, dada entre medias de juicios gamma teóricos y observados sin corregir, con los de la ecuación $M^{c}_{j/k} = M^{*}_{j/k}$, es decir entre juicios gamma corregidos y predichos. Si una de las líneas de mejor ajuste de dichas ecuaciones se aproxima más a los valores b = 1 y a = 0, representará una estimación estadísticamente más eficiente y segura en la predicción de las medias gamma. Si esta estimación le corresponde a los valores de medias gamma corregidas, diremos entonces que la eliminación del efecto aditivo K observado mejora la predicción sustentada por la ecuación 8 y otorga mayor apoyo confirmatorio al modelo probabilístico dado por las ecuaciones 6 y 7. Si ello resulta así, entonces dicho modelo es válido al efecto de calcular y predecir solamente los efectos de contraste (efectos multiplicativos) y que su eficiencia predictiva se ve disminuida cuando coexisten simultáneamente efectos de otra índole.

RESULTADOS

La tabla 1 es una matriz de datos en donde la numeración dada a las hileras corresponde con el número de código dado a los objetos que en los juicios gamma actúan como estímulo y la numeración de las columnas corresponde con los mismos objetos cuando actúan como condición. Cada celda contiene valores gamma $M_{j/k}$, donde j es el número de la hilera y k el de la columna. Con excepción de la diagonal principal cuyas observaciones no se han efectuado, las demás celdas registran tres entradas. En la entrada superior se dan los valores $M_{j/k}$ observados, en la entrada intermedia los valores $M^{c}_{j/k}$ y en la entrada inferior los valores $M^{*}_{j/k}$ dados por ecuación 7. Obsérvese que, entre las entradas superior e intermedia, sólo difieren los valores de las hileras 3, 5 y 6, correspondientes a las FEC de los objetos que han resultado independientes de las condiciones y de los cuales se ha sustraído el efecto aditivo K. Téngase presente que cada hilera contiene a los miembros de una FECj, donde j es el estímulo correspondiente a la hilera y de igual forma, cada una de las columnas

contiene a los miembros de la FCC del objeto condición k que la designa; por ejemplo, las celdas de la columna 2 contienen a los miembros de la FCC2.

En la columna lateral δ' se dan para cada FECj sus valores $M_{j/.}$, $M^{c}_{j/.}$ y $M^{*}_{j/.}$. La columna θ' da las respectivas desviaciones estándar designadas $s_{M_{j/.}}$, $s^{c}_{M_{j/.}}$ y $s^{*}_{M_{j/.}}$. La columna α' da las medias alfa, M_{j}, del estímulo j que designa a cada hilera. La columna τ' da los valores $b_{j/.}$ observados.

En la hilera inferior δ se dan para cada FCCk los respectivos valores $M_{./k}$, $M^{c}_{./k}$ y $M^{*}_{./k}$ ó medias de cada una de las entradas de la columna. La hilera θ da las desviaciones estándar respectivas, designadas $s_{M_{./k}}$, $s^{c}_{M_{./k}}$ y $s^{*}_{M_{./k}}$. La hilera α da las medias alfa M_{k} ó media alfa del objeto condición k que designa a cada columna. La hilera τ da los valores de $b_{./k}$ observados.

La prueba para la equivalencia expresada por la ecuación 8 se sustenta en la hipótesis estadística (H_0) : β = 1.00, α = 0; donde son: β el coeficiente de regresión y α la distancia al origen, paramétricos. En los trabajos aludidos (1, 2) se estableció la recta de mejor ajuste para los 42 pares de valores $M_{j/k}$ observados y $M^{*}_{j/k}$ teóricos, representando sobre la abscisa los valores $M_{j/k}$ y sobre la ordenada $M^{*}_{j/k}$. La pendiente b y la distancia al origen (o intercepto) a de dicha recta, observados, fueron contrastados con β y α, respectivamente.

En el gráfico 2 se representan tres rectas de mejor ajuste. La recta 0 corresponde a la perfecta equivalencia entre los valores de abscisa y ordenada sustentadas por H_0 (b=β=1.00; a=α=0). La recta 1 es la línea de mejor ajuste para los 42 pares de valores $M_{j/k}$ observados (abscisa) y $M^{*}_{j/k}$ teóricos (ordenada). La recta 2 representa el mejor ajuste entre los 42 pares de valores $M^{c}_{j/k}$, observados corregidos (abscisa), y $M^{*}_{j/k}$ (ordenada). En la tabla 2 se dan los resultados del test estadístico t_b que compara el coeficiente de regresión (b) y el intercepto (a) de las rectas 1 y 2 con los de la recta 0 (4). El valor del intercepto a es estimado en términos del error estándar de estimación del coeficiente de regresión (5).

En la tabla 2 las hileras y las columnas están designadas para los valores $M_{j/k}$, $M^{c}_{j/k}$ y $M^{*}_{j/k}$. En las celdas de la diagonal principal se dan los valores de medias ($\bar{M}$) y de desviación estándar (s) para el conjunto de 42 juicios gamma correspondientes a cada una de las designaciones. En las celdas por encima de la diagonal se dan los respectivos valores del coeficiente de correlación (r), del coeficiente de regresión (b) y de la distancia al origen(a) correspondientes a las designaciones dadas según la hilera y columna. De igual forma, en las celdas por debajo de la diagonal se dan los valores resultantes del test t_b.

En la tabla 2 tenemos $t_b = 2.14$ para los valores $M_{j/k}$ observados y $M^*_{j/k}$ teóricos, que confirma la Ec. 8 al nivel de significación del .01. Los resultados obtenidos para los valores $M^c_{j/k}$ y $M^*_{j/k}$ ($t_b = -.14$) elevan considerablemente el margen de seguridad y exactitud y demuestran que si se elimina el efecto aditivo K aumenta el poder predictivo de dicha ecuación.

DISCUSION Y CONCLUSIONES

Los resultados del test t_b dados en la tabla 2 confirman el supuesto de que la predicción de juicios gamma a partir de las distribuciones condicionales de juicios alfa es posible, y tanto más eficiente y precisa cuando los valores gamma están exentos de efectos aditivos. Ello sugiere que la Ec. 8 es pertinente sólo para la predicción de efectos multiplicativos de contraste. Los resultados en (1) y (2) permitieron separar y definir estos dos tipos de efectos; uno que opera como una constante multiplicativa y el otro como una constante aditiva en las ecuaciones entre el continuo alfa y el continuo gamma. El efecto multiplicativo es el efecto de la condición sobre el estímulo, el cual es estimado por los coeficientes de regresión $b_{j/.}$ y $b_{./k}$, en la medida en que estos difieran de 0 y de 1 respectivamente.

El efecto aditivo K es constante y específico para cada FEC pero no es atribuible a las condiciones sino a factores de otra índole, que pueden originarse en el cambio que los sujetos experimentan cuando dejan de hacer sus estimaciones en una escala alfa y pasan a hacerlas en una escala gamma, o bien cuando sus estimaciones están próximas a un extremo de la escala. Este último factor parece más plausible, ya que el efecto aditivo se ha producido solamente en aquellos estímulos del extremo inferior de la escala gamma.

El gráfico 3 plantea tres situaciones posibles relacionadas con el efecto aditivo K. La primera situación (Gráfico 3-a) supone que los valores $M_{j/k}$ y $M^*_{j/k}$ son equivalentes, es decir que los valores $M^*_{j/k}$ predicen perfectamente a los valores $M_{j/k}$. En este caso, la recta de mejor ajuste entre ambas variables adopta una pendiente b=1 y una distancia al origen a = 0.

La segunda situación (Gráfico 3-b) supone que los valores observados $M_{j/k}$ son equivalentes a los valores $M^*_{j/k}$ más una constante K sumada a todo el dominio de valores gamma. En este caso, b = 1 y a = K ≠ 0. Acá la predicción de cualquier valor difiere en K.

La tercera situación (Gráfico 3-c) supone que $M_{j/k}$ y $M^*_{j/k}$ son equivalentes solamente para valores medios y altos de la escala, pero difieren en una constante K en los del extremo inferior. La recta de mejor ajuste para todos estos puntos tendrá b ≠ 1 y a ≠ 0. Si eliminamos K en este caso, porque se ha podido demostrar que no es producto del efecto que nos interesa estudiar, podemos volver entonces a la situación planteada en el gráfico 3-a, con lo cual se rectifica la predicción respecto al objeto de estudio. Esto es lo que se ha hecho al establecer los valores $M^c_{j/k}$.

La recta 2 del gráfico 2 da el ajuste entre valores $M^{c}_{j/k}$ y $M^{*}_{j/k}$, cuya pendiente y distancia al origen no difieren estadísticamente de 1 y 0 respectivamente. La recta 1 en cambio es ligeramente análoga a la situación planteada en el gráfico 3-c.

Ténganse en cuenta las siguientes propiedades de la variancia, para una variable aleatoria X y una constante aditiva K:

1°) $Var(X) = E(X)^2 - \{E(X)\}^2$

2°) $Var(K) = 0$

3°) $Var(X+K) = Var(X)$

La segunda y tercera propiedades sólo se cumplen si están dadas para todo el dominio de X; si ello no es así, el valor de Var(X) se altera. En tal sentido, compárense los valores de desviación estándar (σ) de los conjuntos de 42 valores $M_{j/k}$, $M^{c}_{j/k}$ y $M^{*}_{j/k}$ dados en la tabla 2, donde la que corresponde a los valores observados (no corregidos) difiere con respecto a las de los valores $M^{c}_{j/k}$ y $M^{*}_{j/k}$. Asimismo, considérese que el efecto aditivo K sólo se ha corregido en las FEC de los estímulos independientes, cuyas desviaciones estándar (columna θ' de la tabla 1) no difieren significativamente de cero, siendo estímulos que no contribuyen sustancialmente a la variancia total de los juicios gamma.

En resumen, pueden extraerse las siguientes conclusiones:

1°) Respecto de la estimación que los sujetos hacen de un estímulo, el efecto de contraste opera como una constante multiplicativa que estima el grado en que dicho estímulo es afectado por las condiciones. Cuando este efecto es nulo ($b_{j/.} = 0$) permite aislar, si es que existe, un efecto de otra índole, el efecto aditivo K.

2°) El efecto aditivo K puede alterar los resultados estadísticos del test t_b, cuando su efecto no es extensivo a todo el dominio de la variable.

3°) Se ignora si el efecto aditivo K y el efecto de contraste pueden coexistir en la estimación de un estímulo dependiente; en este caso podría darse la situación planteada en el gráfico 3-b, pero los resultados obtenidos desvirtúan esta posibilidad a favor de la eficiencia predictiva de la ecuación 8.

4°) El efecto aditivo K se observa más definidamente asociado con un efecto de extremo de escala, que con el efecto producido por las condiciones.

5°) El modelo sustentado por las ecuaciones 7 y 8 es válido solamente para predecir el efecto de las condiciones.

Buenos Aires, marzo de 1974

12 A.O.López Alonso

BIBLIOGRAFIA

1. RIMOLDI, H.J.A. & LOPEZ ALONSO, A.O. (1973) - Sobre la Relatividad de los Juicios Psicológicos. Publicación del Centro Interdisciplinario de Investigaciones en Psicología Matemática y Experimental (CIIPME) N° 14. Buenos Aires.

2. LOPEZ ALONSO, A.O. (1973) - Relaciones entre Distintas Categorías de Juicios Basados en una Escala de Preferencias. Publicación del Centro Interdisciplinario de Investigaciones en Psicología Matemática y Experimental (CIIPME) N° 16. Buenos Aires.

3. RIMOLDI, H.J.A. & LOPEZ ALONSO, A.O. (1973) - Evidencia Teórica y Experimental en Relación a Estímulos y Condiciones. Publicación del Centro Interdisciplinario de Investigaciones en Psicología Matemática y Experimental (CIIPME) N° 15. Buenos Aires.

4. CRAMER, H. (1961) - Mathematical Methods of Statistics. Princeton University Press.

5. EZEKIEL. M. & FOX, A.K. (1966) - Methods of Correlation and Regression Analysis. J. Wiley and Sons, N. York.

APENDICE

Tabla 1

		CONDICIONES										
		1	2	3	4	5	6	7	δ'	θ'	α'	τ'	
ESTIMULOS	1		5.10	5.92	5.01	5.79	5.81	4.98	5.43	.409	5.14	-.246	
			5.10	5.92	5.01	5.79	5.81	4.98	5.43	.409			
			4.83	6.25	5.08	6.38	5.59	5.10	5.54	.595			
	2	5.71		6.63	5.55	6.52	6.42	5.54	6.06	.469	5.96	-.289	
		5.71		6.63	5.55	6.52	6.42	5.54	6.06	.469			
		6.11		6.34	5.85	6.50	6.17	6.12	6.18	.202			
	3	3.16	3.27		3.10	3.51	3.55	3.30	3.31	.166	2.87	-.087	(*)
		2.72	2.83		2.66	3.07	3.11	2.86	2.87	.166			
		3.02	2.73		2.92	3.77	2.98	2.70	3.02	.356			
	4	5.87	5.96	6.29		6.29	6.25	5.47	6.02	.296	5.96	-.181	
		5.87	5.96	6.29		6.29	6.25	5.47	6.02	.296			
		5.85	5.86	5.99		5.80	6.12	5.17	5.80	.300			
	5	3.18	3.32	3.57	3.43		3.61	3.44	3.42	.145	3.24	-.053	(*)
		3.00	3.14	3.39	3.25		3.43	3.26	3.24	.145			
		3.30	3.06	4.13	3.16		3.25	3.05	3.32	.371			
	6	3.40	3.59	3.80	3.44	3.69		3.64	3.59	.138	3.41	-.050	(*)
		3.22	3.41	3.62	3.26	3.51		3.46	3.41	.138			
		3.58	3.52	2.95	3.33	3.27		3.05	3.28	.228			
	7	6.56	6.59	7.19	6.29	7.09	7.06		6.80	.333	7.08	-.247	
		6.56	6.59	7.19	6.29	7.09	7.06		6.80	.333			
		6.99	7.21	6.65	6.77	7.14	7.39		7.02	.254			
δ	Obs.	4.65	4.64	5.57	4.47	5.48	5.45	4.39					
	Corr.	4.51	4.50	5.51	4.34	5.38	5.35	4.26					
	Ec 7	4.81	4.53	5.38	4.52	5.48	5.25	4.20					
θ	Obs.	1.426	1.321	1.386	1.210	1.385	1.372	.956					
	Corr.	1.562	1.454	1.467	1.347	1.530	1.516	1.097					
	Ec 7	1.556	1.605	1.362	1.470	1.444	1.605	1.312					
α		5.14	5.96	2.87	5.96	3.24	3.41	7.08					
τ		.871	.845	.979	.775	.923	.896	.737					

(*) Estímulos independientes con valores $b_{j/.}$ no significativamente diferentes de cero.

Tabla 2

	$M_{j/k}$	$M^{c}_{j/k}$	$M^{*}_{j/k}$
$M_{j/k}$	$\overline{M} = 4.95$ $S = 1.36$		$r = .973$ $b = 1.087$ $a = -.499$
$M^{c}_{j/k}$		$\overline{M}^{c} = 4.83$ $S^{c} = 1.52$	$r = .974$ $b = .995$ $a = .069$
$M^{*}_{j/k}$	$t_b = 2.14$	$t_b = -.137$	$\overline{M}^{*} = 4.88$ $S^{*} = 1.55$

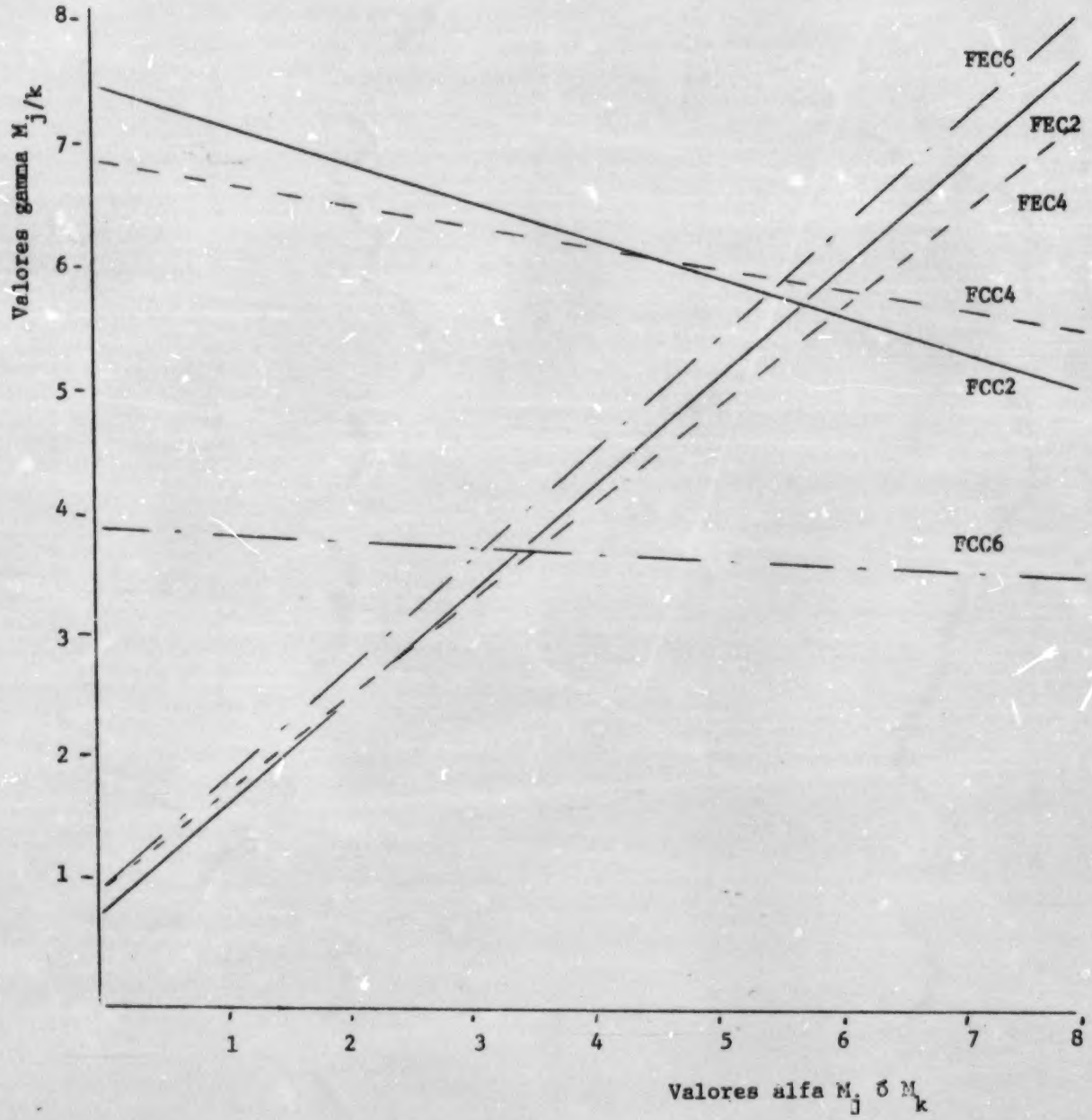
Valores gama M_j/k
8
7
6
5
4
3
2
1
FEC6
FEC2
FEC4
FCC4
FCC2
FCC6
1
2
3
4
5
6
7
8
Valores alfa M_j ó M_k

Gráfico 1

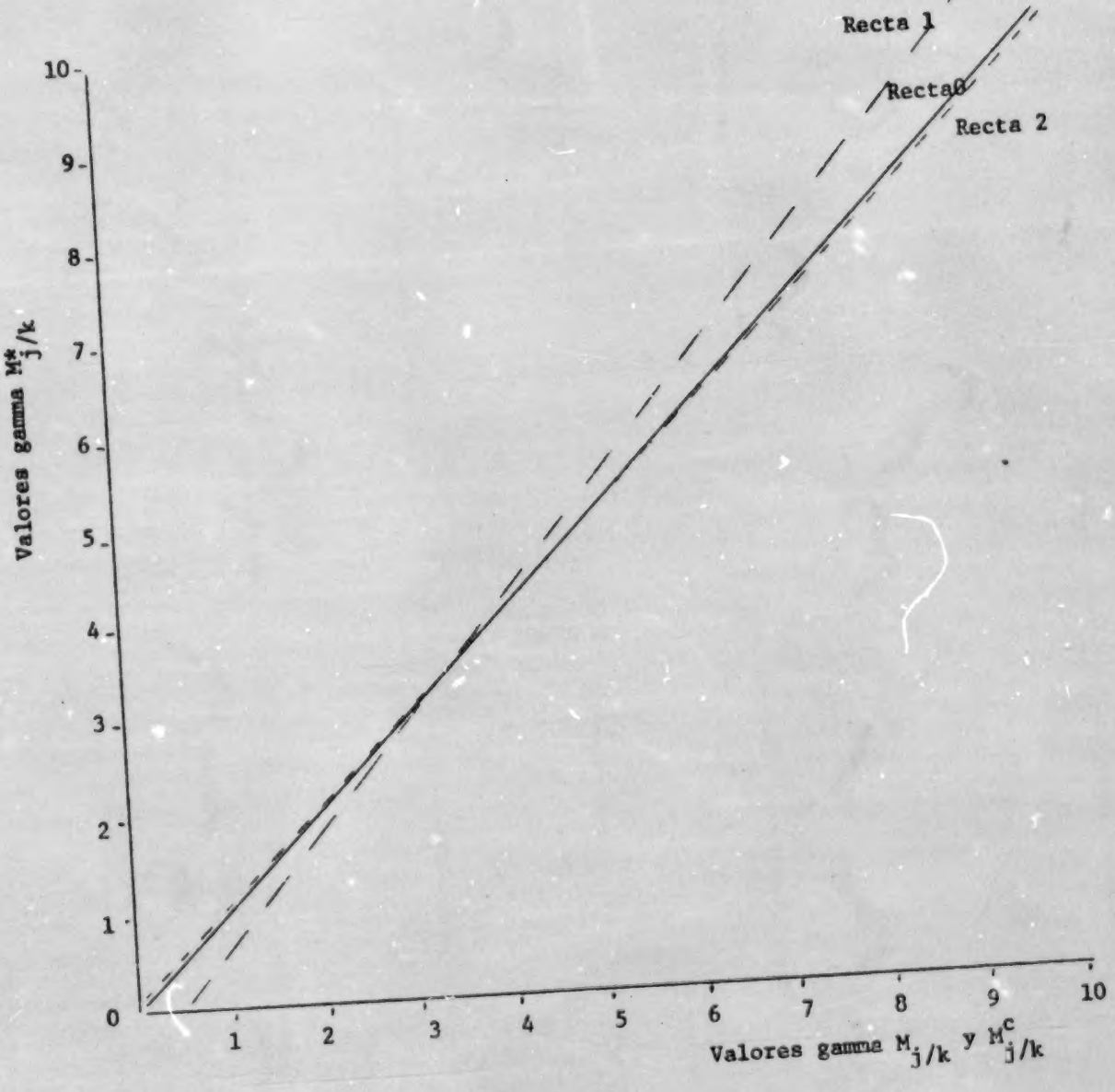
Recta 1
Recta 0
Recta 2
Valores gamma $M^*_{j/k}$
Valores gamma $M_{j/k}$ y $M^c_{j/k}$
0
1
2
3
4
5
6
7
8
9
10

Gráfico 2

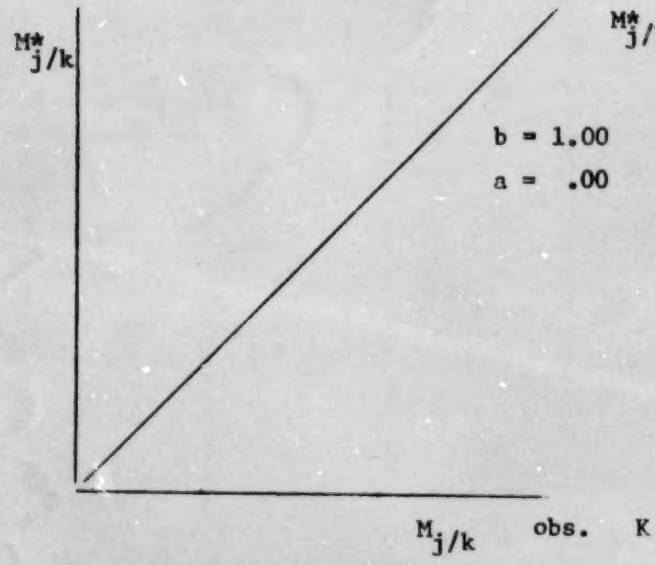

Gráfico 3-a

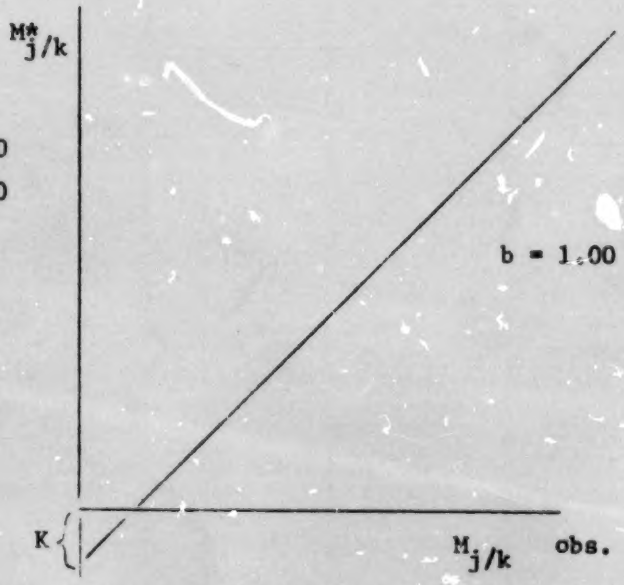

Gráfico 3-b

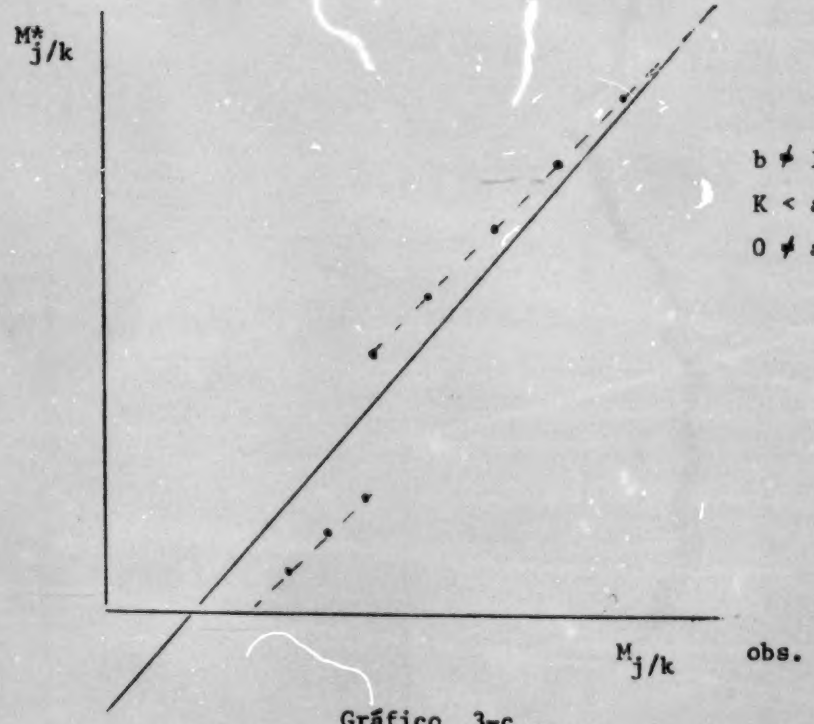

Gráfico 3-c

Esta Publicación se terminó de imprimir en el Centro
Interdisciplinario de Investigaciones en Psicología
Matemática y Experimental (CIIPME) Habana 3870
Buenos Aires, el día 21 de octubre de 1974